

転職意識に関する一考察（2）

－ 要因の判別分析 －

伊 藤 格 夫

I 前研究の要約

伊藤（1991）は、わが国の就業構造基本調査のデータの中から、転職希望の理由について分析し、その意識構造の一端を抽出した。これは、同調査の最直近3回（昭和54年、57年、62年）をとりあげてその時系列を追ひ、かつ、そこで設定されている転職希望理由の項目との関連を考へて所得階級別のデータについて主成分分析をおこなったものである。なお、「意識」という心理的な対象を解析するにあたって、従来から研究上の常識とされている男女差の存在を前提として、それぞれ男女別に分析した。

得られた主な結果は、①男女ともに、所得が低いほど経済的条件を理由とした転職動機が高い。②女性の特徴として、経済的理由だけでなく、自身の負担、それに家事の都合など周囲の条件、さらには将来性の問題をも包含したデリケートで複雑な転職の意識構造を示している。③男性で所得ランクの中位層を中心として、時間的・肉体的な負担や将来性の問題など「仕事や職場への不適合（ミスマッチ）」を意識した転職希望が顕著である。ただし、年度ごとにこの意識の占めるウエイトは低下しつつある。④男女ともに、余暇を増やしたい、知識や技能を生かしたいなどを中心とした「ゆとり希求」が転職意識の基本構造の一角をなしている。昨今でこそゆとり創造の運動がわが国の社会全体にクローズアップされているが、その原点はこのように既に昭和50年代の勤労者の

意識の中に芽生え、そして昭和60年代に加速をはじめたことがこの時系列データ構造の中に認められた。⑤「定年」を意識するのは、男性は所得が高いほど顕著である（つまり、年令とともに所得が上昇することとの関係が想定される）が、女性の場合は、昭和50年代は所得にほとんど関係なく、60年代に入ると定年の意識は高所得層と低所得層の両極に分化して現れてくる。さらに女性では定年の意識は他のすべての項目と無相関の独自の因子を形成しており、これらのことから女性における所得や年功の要因が男性の場合と構造的に異なることを示唆している。⑥なお、データ解析の方法論上の問題として、主成分分析によって得られた構造を確認するため、クラスター分析による原データの融合過程との対比をおこなった。

II 本研究の目的

前研究で用いたデータは、表1 aおよびbに再掲した通り、「性別」「調査年度別」「所得階級別」の3要因からなる多変量データ行列である。なお、[1. 一時的についた仕事だから]以下9つの変量については、これも「転職希望理由別」というひとつの要因とみて、全体で4元構造のデータと考えることができる。

そこで今回は、これらの要因がデータ構造の中でどのようにかかわっているかを考察し、転職意識の要因構成の特徴を把握することを目的とする。

まず最初に、前研究でそれぞれ別に解析した男性と女性のデータを合わせて男女データの合同項目バッテリーをつくり、その結合構造を探索する。分析の手法は、前回と同じく主成分分析と、解釈のための因子軸回転を用いる。

次に、多変量分散分析によって、各要因の変動の強度を概観したうえで、各要因およびその交互作用効果の判別のために正準分析を実行する。

表1 a. 男性 転職希望率（年200日以上・週35時間以上就業者）：単位 %

所得階級		転職希望の理由									
		サンプル 番号	1.一時的 についた 仕事だから	2.収入が 少ないから	3.将来性 がないから	4.定年など に備えて	5.時間的 肉体的に 負担が大きい	6.知識や 技能を生か したいから	7.余暇を 増やしたい から	8.家事の 都合から	9.その他
昭和	100万円未満	1	2.88	4.58	1.36	0.00	0.85	0.68	0.34	0.00	0.51
和	100～199万円	2	1.99	5.45	2.39	0.22	2.61	1.44	0.32	0.12	0.97
62	200～299万円	3	0.86	3.73	2.41	0.34	3.02	1.24	0.37	0.12	0.90
年	300～499万円	4	0.22	1.34	1.35	0.37	2.54	0.89	0.26	0.09	0.56
度	500万円以上	5	0.03	0.22	0.38	0.36	0.91	0.35	0.17	0.03	0.29
昭和	100万円未満	6	1.87	3.74	1.25	0.12	1.12	0.75	0.12	0.12	0.25
和	100～199万円	7	1.35	3.97	2.16	0.21	2.07	1.07	0.14	0.25	0.61
57	200～299万円	8	0.48	2.55	2.11	0.32	2.50	0.96	0.18	0.20	0.55
年	300～499万円	9	0.12	0.75	1.04	0.41	1.74	0.62	0.13	0.11	0.35
度	500万円以上	10	0.00	0.15	0.24	0.39	0.52	0.22	0.09	0.02	0.17
昭和	100万円未満	11	1.88	3.76	1.65	0.16	2.12	0.55	0.08	0.24	0.47
和	100～199万円	12	1.05	3.43	2.06	0.26	2.97	0.79	0.17	0.28	0.54
54	200～299万円	13	0.31	1.68	1.56	0.37	3.00	0.64	0.13	0.21	0.48
年	300～499万円	14	0.08	0.40	0.65	0.61	1.61	0.45	0.08	0.07	0.29
度	500万円以上	15	0.04	0.08	0.24	0.48	0.60	0.16	0.04	0.04	0.08

表1 b. 女性 転職希望率（年200日以上・週35時間以上就業者）：単位 %

所得階級		転職希望の理由									
		サンプル 番号	1.一時的 についた 仕事だから	2.収入が 少ないから	3.将来性 がないから	4.定年な どに備えて	5.時間的 肉体的に 負担が大き い	6.知識や 技能を生か したいから	7.余暇を 増やした いから	8.家事の 都合から	9.その他
昭和	100万円未満	1	2.39	4.78	1.19	0.19	2.82	0.72	0.33	0.62	0.96
和	100～199万円	2	1.36	3.13	1.29	0.14	3.85	1.59	0.52	0.57	1.59
62	200～299万円	3	0.47	1.33	0.76	0.16	3.54	1.52	0.41	0.66	1.58
年	300～499万円	4	0.11	0.28	0.33	0.06	2.16	0.72	0.39	0.33	0.83
度	500万円以上	5	0.00	0.00	0.21	0.21	1.05	0.00	0.42	0.00	0.42
昭和	100万円未満	6	2.03	4.28	1.11	0.11	2.79	0.69	0.19	0.65	0.69
和	100～199万円	7	1.04	2.05	1.18	0.12	3.32	1.37	0.44	0.68	1.30
57	200～299万円	8	0.30	0.42	0.68	0.13	2.24	0.97	0.34	0.51	1.10
年	300～499万円	9	0.00	0.09	0.28	0.19	1.21	0.56	0.19	0.19	0.37
度	500万円以上	10	0.00	0.00	0.00	0.00	0.85	0.00	0.00	0.00	0.00
昭和	100万円未満	11	1.56	3.90	0.99	0.08	3.39	0.65	0.20	0.82	0.71
和	100～199万円	12	0.83	1.72	1.05	0.15	3.62	1.11	0.41	0.70	1.37
54	200～299万円	13	0.19	0.44	0.31	0.12	2.30	0.68	0.19	0.44	0.75
年	300～499万円	14	0.17	0.00	0.17	0.17	1.37	0.17	0.17	0.34	0.34
度	500万円以上	15	0.00	0.00	0.00	0.00	1.05	0.00	0.00	0.00	0.00

Ⅲ 転職意識に関する男女共通因子構造の概観

1. 分析の過程

表1a男性の転職希望理由9項目と同b女性の9項目の合計18項目による相互相関を求め、主成分を抽出した。なお、この際のサンプル数は15（年度別3区分×所得階級別5区分）であるから、相関行列の階数が限定されているが、少数個の主成分の抽出のためには支障はない。

得られた固有値と主成分のベクトルの状況からみて有意な因子の数を4個と想定し、そのVarimax解を求めて表2の結果を得た。

上述のごとく今回の原データは項目数（18個）に比してサンプル数（15個）が少ないため、因子負荷係数の信頼性の点から特に大きい係数値のみに注目すべきである。また、同じ理由で、単純構造化のための因子軸のこまかな調整は省略して、Varimax解のままで因子得点を推定し表3を得た。その因子得点グラフは、表4の中に前研究結果の再掲とともに示した。

表2. 男女合同バッテリーのVarimax解

		第I因子	第II因子	第III因子	第IV因子	h^2
男	1.一時的についた仕事だから	0.96	0.24	0.02	0.08	0.98
	2.収入が少ないから	0.78	0.56	0.26	0.04	0.99
	3.将来性がないから	0.33	0.77	0.53	0.06	0.98
	4.定年などに備えて	-0.91	-0.19	-0.02	-0.05	0.87
	5.時間的・肉体的に負担が大	-0.14	0.68	0.66	0.07	0.92
	6.知識や技能を生かしたい	0.25	0.89	0.26	0.07	0.93
	7.余暇を増やしたいから	0.26	0.86	-0.32	0.19	0.95
	8.家事の都合から	0.12	0.19	0.96	-0.01	0.98
	9.その他	0.19	0.93	0.21	0.10	0.96
女	1.一時的についた仕事だから	0.99	0.08	0.02	0.08	0.99
	2.収入が少ないから	0.98	0.11	0.05	0.04	0.98
	3.将来性がないから	0.82	0.43	0.30	0.15	0.97
	4.定年などに備えて	0.12	0.25	0.01	0.95	0.98
	5.時間的・肉体的に負担が大	0.61	0.61	0.47	-0.00	0.96
	6.知識や技能を生かしたい	0.33	0.83	0.41	0.03	0.96
	7.余暇を増やしたいから	0.19	0.78	0.12	0.45	0.85
	8.家事の都合から	0.67	0.39	0.57	0.09	0.93
	9.その他	0.34	0.84	0.36	0.16	0.98
因子分散		6.38	6.68	2.87	1.23	17.16
寄与率		35%	37%	16%	7%	95%

(注) h^2 は、項目ごとの因子分散和をあらわす

表3. 男女合同 因子得点

所得階級	サンプル番号	第I因子	第II因子	第III因子	第IV因子
昭 100万円未満	1	2.16	0.06	-1.81	0.85
和 100～199万円	2	0.69	1.98	-0.46	-0.27
62 200～299万円	3	-0.41	2.04	-0.19	-0.10
年 300～499万円	4	-0.87	1.04	-0.59	-0.99
度 500万円以上	5	-0.84	-0.57	-1.23	2.49
昭 100万円未満	6	1.68	-0.96	0.07	-0.15
和 100～199万円	7	0.50	0.38	1.15	-0.03
57 200～299万円	8	-0.54	0.48	0.77	0.04
年 300～499万円	9	-0.89	-0.50	-0.04	1.07
度 500万円以上	10	-0.57	-0.90	-1.14	-1.80
昭 100万円未満	11	1.33	-0.97	1.38	-0.56
和 100～199万円	12	0.14	0.14	1.66	0.52
54 200～299万円	13	-0.76	-0.17	1.10	-0.01
年 300～499万円	14	-0.99	-0.88	0.05	1.07
度 500万円以上	15	-0.65	-1.18	-0.71	-1.69

表 4. 転職希望因子の Identification

Identification	今 研 究	前 研 究	
	男女合同バッテリー の因子得点グラフ	男性データによる 因子得点グラフ	女性データによる 因子得点グラフ
低収入のための 転職希望因子 (男女共通)	<p>第 I 因子 女性は、仕事とのミスマッチ による不満も含む</p>	<p>第 I 因子</p>	<p>第 I 因子 自分と仕事とのミスマッチ による不満を含む</p>
自己実現・ ゆとり希求 の転職希望 因子 (男女共通)	<p>第 II 因子</p>	<p>第 III 因子</p>	<p>第 II 因子</p>
自分と仕事と のミスマッチ による転職希 望因子 (男 性)	<p>第 III 因子</p>	<p>第 II 因子</p>	
定年に備え ての転職希 望因子 (女 性)	<p>第 IV 因子</p>		<p>第 III 因子</p>

2. 前研究との対比

得られた4因子は、それぞれ前研究で男女別の構造において抽出された各3因子の中のいずれかに同定される。その概要を表4に示す。

「低収入のための転職希望因子」は男女ともにみられるが、女性の場合には自分と仕事とのミスマッチによる不満をも含んだ複雑な心情を呈している。

「自己実現・ゆとり希求の転職希望因子」も男女ともにみられるが、女性の場合には昭和54年、57年、62年と順次高まってくるのに対して、男性の場合は昭和50年代は低レベルであったのが62年時点で一気に高揚する。

「自分と仕事や環境とのミスマッチによる転職希望因子」は、女性の場合には低収入の不満（第Ⅰ因子）の中に包含されているが、男性の場合には独立した1因子として機能している。すなわち、男性では一方において低収入と他方で仕事などとのミスマッチとは転職意識の上で明確に区別されているものと考えられる。

なお、「定年に備えての転職希望」は、男性では所得の高い層に顕著である（第Ⅰ因子でマイナスの負荷量）が、女性では、昭和50年代は所得階級との関係が不規則であったものが、昭和62年時点で一転して低所得層と高所得層の両極でこの意識が高まり、しかもこれは他のどの意識（因子）とも関連しない独自の次元を形成している。

以上のように、男性と女性の転職意識には、共通する構造と異なる構造とが存在し、それぞれが意味をもって明確に識別される。

Ⅳ 多変量分散分析による要因の変動の検討

前節で転職意識の男女差について解析したが、その他に、年度による差、所得による差、さらには転職希望理由による差が転職意識のうえにどのように影響を与えているかが問題になる。

そこで、各年度ごとに、男女の性差を2変量として、所得と転職希望理由の2要因の分散分析をおこなう。ただし、1変量の場合であれば分散分析のための統計量は、各要因およびその交互作用についての変量の平方和（分散）を求めればよいが、2変量以上の場合には変量間の平方和積和行列（分散共分散）を求めることになる。そして行列の大きさを検定するにあたっての統計量として、Hotellingの T^2 、Mahalanobisの D^2 、Wilksの Λ などが用いられるが、ここでは、近似検定が比較的容易なWilksの Λ 統計量を用いる（Wilks, 1932 in Cooley & Lohnes, 1971）。

各要因の群内平方和積和行列を W 、全平方和積和行列を T とすると、 Λ は

$$\Lambda = |W| / |T|$$

のように、行列式の値を用いた統計量として定義される。

群間の有意差に関する帰無仮説が正しいときの Λ の分布（U分布）について、Bartlett (1941) の χ^2 近似やRao (1948, 1973) のF近似があるが、ここでは比較的精度の高いRaoのF値を求める。これは

$$F = [(1 - \Lambda^{1/s}) / \Lambda^{1/s}] \cdot (n_2 / n_1)$$

$$\text{ただし } s = \sqrt{[(p^2 (g-1)^2 - 4) / (p^2 + (g-1)^2 - 5)]}$$

$$(\text{なお } p^2 + (g-1)^2 = 5 \text{ のときは } s = 1)$$

$$n_1 = p(g-1)$$

$$n_2 = s \{w - [p - (g-1) + 1] / 2\} - [p(g-1) - 2] / 2$$

が自由度 n_1 、 n_2 の近似的なF分布をするのを利用して検定をおこなうものである。ここで、 p は変量数、 g はグループ（群）数、 w は残差の自由度を示す。

転職希望意識の原データ（表1 a, b）についての多変量分散分析の結果を表5に示す。

各年度において、所得階級（5群）と転職希望理由（9群）のすべてに1%水準の有意差が認められる。

なお、多変量分散分析の場合には、群間の有意差が認められた場合、どの変量がその変動に貢献しているかの検定が可能である。これは、ある変量につい

表5. 多変量分散分析の結果の要約

変 動 因	Λ 統 計 量	自由度	F 値
62年度・所得階級 (5群)	0.4839	8, 62	3.391**
転職希望理由 (9群)	0.1594	16, 62	5.841**
57年度・所得階級 (5群)	0.4304	8, 62	4.063**
転職希望理由 (9群)	0.2095	16, 62	4.590**
54年度 所得階級 (5群)	0.4328	8, 62	4.030**
転職希望理由 (9群)	0.1704	16, 62	5.513**

(注) **は $p < 0.01$

表6. 群間変動にかかわる性別の寄与

有意な群間変動	男 性 の 寄 与		女 性 の 寄 与	
	自由度	F 値	自由度	F 値
62年度・所得階級 (5群)	4, 31	1.541	4, 31	3.021*
転職希望理由 (9群)	8, 31	5.896**	8, 31	5.278**
57年度・所得階級 (5群)	4, 31	1.693	4, 31	3.842*
転職希望理由 (9群)	8, 31	4.673**	8, 31	3.123*
54年度・所得階級 (5群)	4, 31	1.085	4, 31	3.251*
転職希望理由 (9群)	8, 31	4.352**	8, 31	4.643**

(注) **は $p < 0.01$, *は $p < 0.05$

て他の変量との共分散分析をおこなうことによって知ることができる。

その結果を表6に示す。男性は各年度の転職希望理由9群間の有意差に関し
ていずれも1%水準で有意な寄与をしている。しかし所得階級の群間有意差に
対しては有意に寄与しているとは認められない。一方、女性はすべての群間有
意差に少なくとも5%水準で寄与していることが認められる。

V 正準判別分析による各要因群の識別

今までの分析を通じて、性別、年度別、所得別、転職希望理由別のそれぞれについての差の状態を概観できたので、次ぎにこれらの要因による主効果および交互効果を求める各種群編成をおこないながら、正準判別分析によって転職意識における各要因の特徴をしらべる。

いま、転職希望理由の9項目 ($x_1, x_2, x_3, \dots, x_9$) に対して任意の係数 ($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_9$) によって

$$Z = \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \alpha_3 x_3 + \dots + \alpha_9 x_9$$

なる合成変量 Z を求め、この Z によって構成される群間の判別をおこなうためには、 Z の群間平方和と総平方和の比 (相関比) が最大になるように係数 α の各値を定めればよい。この相関比を最大にする線形結合の値 Z を正準判別変量、その係数 α を正準判別係数という。なお、このようにして得た正準判別次元に直交して第2の正準判別変量を抽出し、以下同様にして群間平方和積和行列のランク数に相当する数の正準判別因子を得ることができる。

この正準判別分析は、主成分分析の場合とも同じように、ごく少数の因子次元に縮減して、簡潔に群の判別をおこなおうとするものである。そこで得られた正準判別変量の何番目までが有意かを検定しておくとも参考になる。

前節の Wilks の Λ 統計量の定義から

$$\Lambda = |W| / |T| = \prod_{i=1}^r [1 / (1 + \lambda_i)]$$

が得られる。ここで r は群内平方和積和行列 W のランク数で、 λ_i は1から r までの得られたそれぞれの固有値である。

この Λ によって、Bartlett の

$$\chi^2 = - [N - (p + g) / 2 - 1] \log \Lambda \quad (N \text{ は全標本数})$$

が近似的に自由度 $p(g - 1)$ の χ^2 分布に従うことを応用して、何番目までの正準判別因子が有意かを検定することができる。(Cooley & Lohnes, 1971)

表 7. 正準判別変量の有意性検定 (Bartlettの χ^2 近似)

群 構 成	第 1 正準因子	第 2 正準因子	第 3 正準因子	第 4 正準因子	第 5 正準因子
性別 (2 群)	58.021 ** < 9> [0.915]				
年度別 (3 群)	51.299 ** < 18> [0.802]	14.024 < 8> [0.456]			
所得別 (5 群)	132.249 ** < 36> [0.970]	54.391 ** < 24> [0.858]	11.343 < 14> [0.384]	0.659 < 6> [0.029]	
性別×年度別 (6 群)	114.906 ** < 45> [0.940]	54.213 ** < 32> [0.790]	20.608 < 21> [0.567]	2.609 < 12> [0.077]	0.885 < 5> [0.040]
性別×所得別 (10 群)	291.952 ** < 81> [0.990]	202.017 ** < 64> [0.976]	128.823 ** < 49> [0.936]	75.029 ** < 36> [0.762]	47.001 ** < 25> [0.736]
年度別×所得別 (15 群)	256.918 ** < 126> [0.995]	165.473 ** < 104> [0.990]	86.210 < 84> [0.911]	45.004 < 66> [0.593]	29.688 < 50> [0.561]

注 (1) **は $P < 0.01$, < > 内は自由度

(2) 自由度 .31 以上の場合は正規分布変換による近似検定

(3) 参考のために [] 内に相関比を示した

表 7 に、性別、年度別、所得別のそれぞれの群構成およびこれら要因の 2 つずつを組み合わせた交互効果を求める群構成により、それぞれ正準判別分析をおこなって得た因子の有意性検定の結果を示す。なお、各要因内でのくり返しはないから、(性) × (年度) × (所得) の交互効果は得られない。

1. 性別 2 群の正準判別分析

2 群であるから得られた正準判別因子は 1 個だけである。判別式は

$$z = 3.15x_1 - 1.55x_2 + 3.24x_3 + 10.5x_4 - 0.37x_5 + 2.44x_6 - 5.53x_7 \\ - 4.72x_8 - 1.63x_9 - 2.36$$

であり、 x_4 (定年に備えての転職希望) の係数が 10.5 で特に高く、この変量が男女を判別するキー項目であることがわかる。

この定年に関する項目は、さきに主成分分析による因子構造においても、男性と女性とで因子負荷の在り方が顕著に異なっていたが、これを正準判別の観点から識別したのがこの結果である。

正準変換によって得られた判別変量 z を表 8 に示す。 z の全体平均が 0 になるように常数を定めてあるが、男女がそれぞれ完全に正と負に判別されている。

2. 年度別 3 群の正準判別分析

第 1 群（昭和 32 年度）、第 2 群（昭和 57 年度）、第 3 群（昭和 54 年度）で、得られた 2 因子のうち第 1 正準判別因子だけが有意である（表 7）。第 1 因子の判別式は

$$\begin{aligned} z = & -2.64x_1 + 2.70x_2 - 4.22x_3 \\ & + 1.85x_4 + 0.66x_5 - 0.27x_6 \\ & + 13.13x_7 - 10.43x_8 \\ & + 2.44x_9 - 2.07 \end{aligned}$$

で、 x_7 （余暇を増やしたい）の係数が 13.13、 x_8 （家事の都合から）の係数が -10.43 でこの両項目が年度別 3 群を判別するポイントとなっている。判別結果は表 9 の通りで、第 1 正準判別因子によって昭和 62 年度（正）と昭和 57、54 年度（負）に判別されている。

3. 所得別 5 群の正準判別分析

表 7 によって第 1 および第 2 正準判別因子が有意である（以下

表 8. 性別 2 群の正準変量値

所得階級	男性群の 正準変量	女性群の 正準変量
昭和 100万円未満	2.63	-2.03
和 100～199万円	4.12	-2.98
62 200～299万円	3.75	-4.41
年 300～499万円	2.95	-4.90
度 500万円以上	1.38	-2.87
昭和 100万円未満	2.78	-2.44
和 100～199万円	3.85	-2.88
57 200～299万円	3.93	-3.07
年 300～499万円	3.62	-1.24
度 500万円以上	1.78	-2.68
昭和 100万円未満	2.94	-5.22
和 100～199万円	2.77	-3.88
54 200～299万円	2.92	-3.62
年 300～499万円	5.10	-2.68
度 500万円以上	3.13	-2.75

表 9. 年度別 3 群の正準変量値

所得階級	第 1 正準 判別因子	第 2 正準 判別因子
100万円未満	2.98	-0.73
男 100～199万円	4.31	-1.01
昭和 200～299万円	3.55	-0.27
性 300～499万円	1.18	0.59
62 500万円以上	0.63	-0.38
年度 100万円未満	1.69	1.69
女 100～199万円	4.41	0.90
200～299万円	1.58	-0.04
性 300～499万円	1.95	-0.64
500万円以上	4.63	1.05
100万円未満	-0.50	-2.49
男 100～199万円	-1.84	-2.58
昭和 200～299万円	-1.83	-1.35
性 300～499万円	-1.63	-0.10
57 500万円以上	-0.32	-0.70
年度 100万円未満	-1.31	0.44
女 100～199万円	-0.39	-1.37
200～299万円	-1.31	-1.42
性 300～499万円	-0.61	-2.14
500万円以上	-1.51	0.53
100万円未満	-2.61	1.90
男 100～199万円	-1.42	0.94
昭和 200～299万円	-1.69	2.61
性 300～499万円	-0.86	1.83
54 500万円以上	-1.43	-0.06
年度 100万円未満	-1.87	0.36
女 100～199万円	-0.39	1.40
200～299万円	-1.43	0.25
性 300～499万円	-2.57	-0.34
500万円以上	-1.38	1.13

得られた判別式は省略する)。この2因子の直交座標上に各サンプルの正準判別変量値をプロットしたのが図1であり、この2次元平面上で各所得階級群が明瞭に区別されている。第1正準判別因子は所得階級順に正から負へ並んでおり、低収入による転職希望を変動因とする因子であることがわかる。第2正準判別因子は、所得100～199万円や200～299万円の間所得層群と、100万円未満および500万円以上の低所得層・高所得層群を判別する。これは、主成分分析においてみた中間所得層に顕著な、自分と仕事とのミスマッチや自己実現・ゆとり希求を理由とする転職希望が変動因となって現れている判別因子である。

図1. 所得別5群の正準判別

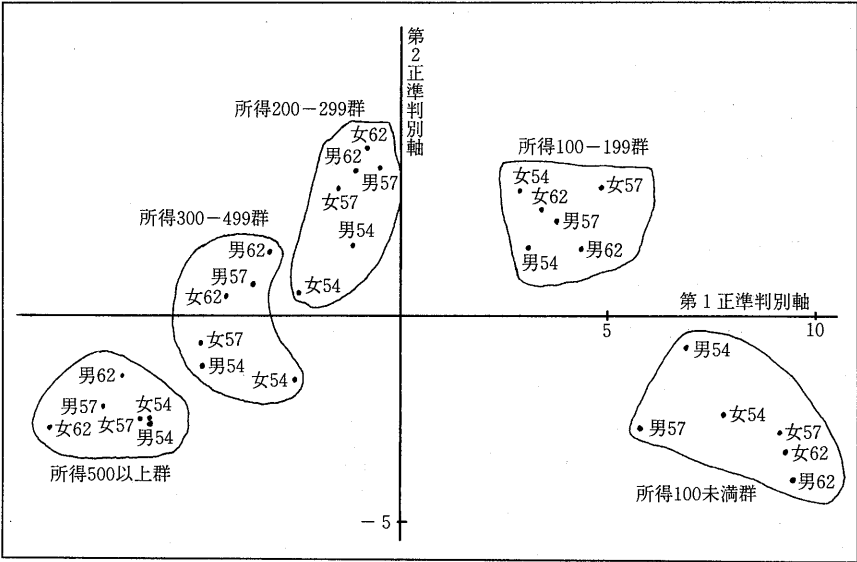


図 2 a. 性別×年度別 6 群の正準判別(a)

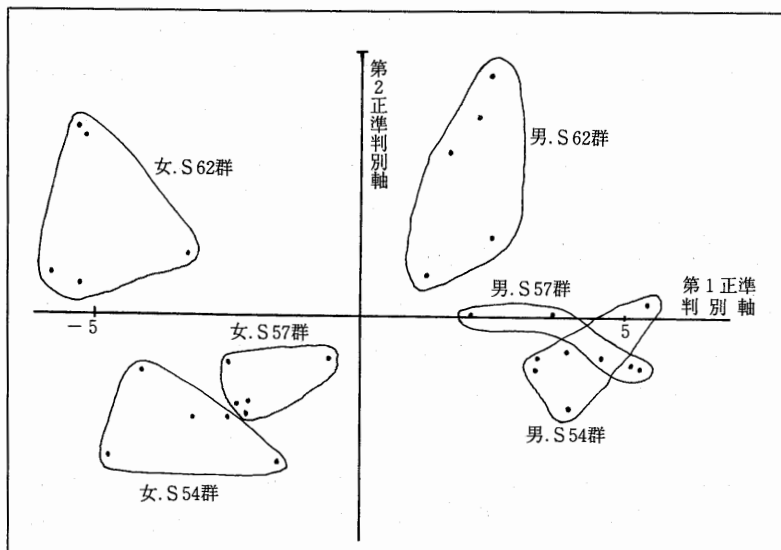
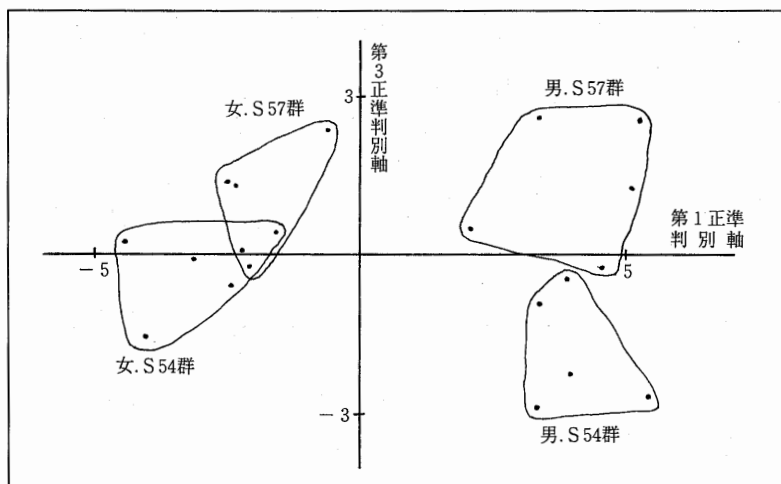


図 2 b. 性別×年度別 6 群の正準判別(b)



(注) S 62年度群のプロットは省略

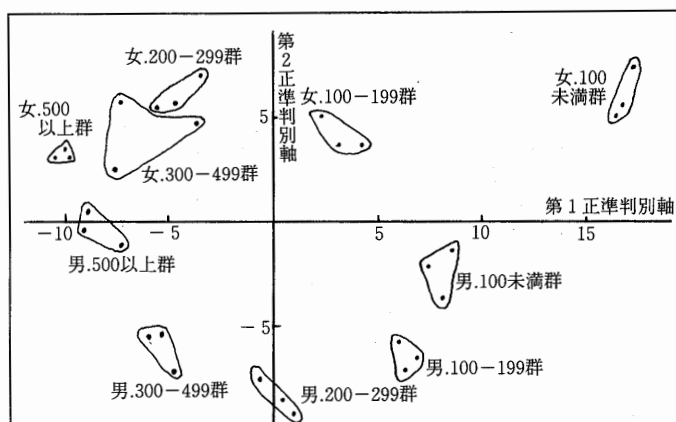
4. 性別×年度別6群の正準判別分析

男女および年度によって全サンプルを6群に分けた場合の結果を図2 aに示した。第1正準判別軸は明らかに男女の判別である。第2正準判別軸は昭和62年度と昭和57, 54年度とを判別している。なお、表7によって第3因子は有意ではないが、試みに図2 bにプロットしてみたように、昭和57年度と昭和54年度とを判別する傾向がみられる。

5. 性別×所得別10群の正準判別分析

性別と所得別の2要因は、今までにみてきたように、それぞれが比較的高い判別変動因であって、その2要因の交互効果は表7にみるように第5番目の正準因子までが有意で、きわめて高い判別性を示している。これは、男女の間に転職意識の上でいろいろな所得パターンが存在することを意味している。しかし第3番目以降の正準変量は、性別と所得別とがからみ合った複雑な布置を示しているため、ここではもっとも基本的な第1・第2正準因子による判別空間の状況を図3に示す。第1因子は、男女とも低所得群から高所得群へと並び、所得を低所得から高所得へ順に判別する因子、第2因子は男女の性別判別因子である。特に、女性100万円未満の群が多変量外れ値である状態がよくわかる。

図3. 性別×所得別10群の正準判別

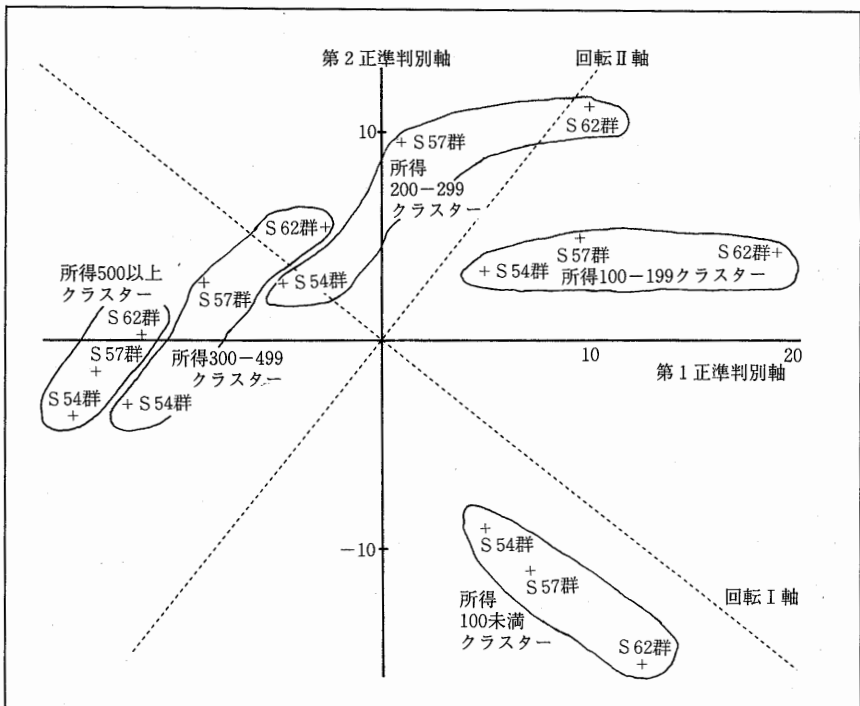


6. 年度別×所得別15群の正準判別分析

この群構成では、各群内のサンプル数は男性および女性の2個である。第1と第2正準判別軸の平面での男女両サンプルの重心をプロットして図4に示す。これらの群（の重心）の布置は、図中にクラスターとして囲って示した通り、群がさらに所得別にまとまったクラスターを形成している。

このクラスターの相互関係をより明確にするために、第1・第2正準軸を直交回転して点線の位置に移動すると、回転I軸は低所得の転職希望の判別軸となる。図にみる通り、低所得クラスターの中では年度が進むにつれてI軸方向

図4. 年度別×所得別15群の正準判別



(注) 各群の重心を+印でプロットした

の正準変量値が急速に高まる。しかし、高所得クラスターでは年度にほとんど無関係である。一方、回転Ⅱ軸は、中所得以上のクラスターにおいて年度の進展とともに高まる転職希望意識であり、100万円未満の最低所得クラスターでは年度にまったく関係がなくなっている。

また、図にみるように、所得100万円未満のクラスターと500万円以上のクラスターでは、各年度群の布置の方向が 90° ずれており、中間の所得階級クラスターでは、その間の方向角を順次移行する形で配列している。

IV ま と め

転職意識に関する諸要因のうち、性差、年度差、所得差、転職希望理由差について若干の判別分析を試みた。

- (1) 性差は主成分構造において明確な違いを示している。たとえば、男性では低収入のための転職希望と自分と仕事とのミスマッチによる転職希望とが区別して意識されているのに対し、女性ではこれらがむしろ複合的に意識されている。
- (2) 年度差は、特に昭和62年度が昭和57、54年度と区別される。これは、特に男性において自己実現・ゆとり希求の欲求が昭和60年代に入って急速に高まってきたことなどに起因している。
- (3) 所得差は今回とりあげた諸要因の中で最大の変動因となっている。なかでも低収入のための転職希望は、低所得層とそれ以外の所得層とを峻別する。特に女性においてこれが顕著である。また、中所得層において自己実現・ゆとり希求による転職希望が高く、さらに年度の進展とともにそれが加速されている。
- (4) 転職希望理由の9項目は、性差、年度差および所得差のそれぞれの要因についてその群構成を判別する有効な変量となっている。

- (5) 各要因の正準判別空間の中で、それぞれの要因を構成する群の配列がきわめて整然としており、これは原データにおけるこれらの要因構造の規則性が高いことを示している。
- (6) 今研究ではデータの制約から、「年令差」「勤続差」などの要因について解析できなかったが、転職動機に関する要因はその他にもいろいろ考えられる。特に勤労者の中でも大多数を占める雇用者については、日常管理の諸要因がどのように作用しているかの分析も重要であろう。年ごとに転職率が高まりつつある昨今、そのメカニズム解明の課題は多い。

文 献

- Bartlett, M. S. (1941) The statistical significance of canonical correlations. Biometrika, 32, 29-38.
- Cooley, W. W. & Lohnes, P. R. (1971) Multivariate Data Analysis. John Wiley & Sons.
- 伊藤格夫 (1991) 転職意識に関する一考察 - 就業構造基本調査からの分析 - .
富大経済論集, 37, 83-106.
- Rao, C. R. (1948) Tests of significance in multivariate analysis. Biometrika, 35, 58-79.
- Rao, C. R. (1973) Linear Statistical Inference and its Applications (2nd/ed.). John Wiley & Sons.
- Wilks, S. S. (1932) Certain generalizations in the analysis of variance. Biometrika, 24, 471-474.

